

CANDIDE-R

Alban D'Amours, Francine Chabot-Plante et Germain Simard

Volume 51, numéro 4, octobre–décembre 1975

Le modèle CANDIDE (parties 1 et 2)

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/800649ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/800649ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

D'Amours, A., Chabot-Plante, F. & Simard, G. (1975). CANDIDE-R. *L'Actualité économique*, 51(4), 603–625. <https://doi.org/10.7202/800649ar>

CANDIDE-R

*« Econometrics is something that should
be done rather than talked about »*

TRYGVE HAAVELMO

1. *Le pourquoi de CANDIDE-R*

CANDIDE-R demeure, à date, l'adaptation sans doute la plus spectaculaire de CANDIDE, soit une désagrégation du modèle dans certaines de ses dimensions en cinq régions. Plusieurs questions, nous en sommes convaincus, viennent à l'esprit des observateurs sur le pourquoi d'une telle entreprise. D'abord le ministère de l'Expansion économique régionale avait-il besoin d'un tel outil pour ses analyses ? Pourquoi CANDIDE ? Pourquoi avoir conçu une génération autonome et ne pas s'être contenté de répartir régionalement les résultats de CANDIDE en périphérie ? Cet article tentera de répondre à ces interrogations en décrivant les questions relevant de la compétence du Ministère, les possibilités offertes pour les analyser et les choix posés finalement.

Même si CANDIDE se définit comme un modèle économétrique général, il ne saurait répondre avec autant de pertinence à toute question. On peut regrouper les ordres de préoccupations autour de deux thèmes généraux. Il y a d'abord, évidemment, toute l'étude des dimensions régionales des grands problèmes et des politiques canadiennes. Ceci peut nous amener, par exemple, à nous interroger sur l'impact des politiques nationales sur la résorption des disparités régionales. L'autre mission découle de l'essence même du Ministère, soit l'évaluation des effets de certaines politiques régionales ou de grands projets d'investissements ou encore des mouvements migratoires au niveau régional tout comme au niveau national.

Compte tenu des objectifs du Ministère et des programmes mis sur pied depuis sa création, des limitations conceptuelles et des problèmes de données, il nous fallait développer un instrument comportant les caractéristiques suivantes :

1. Un cadre intégré d'analyse de l'ensemble des activités économiques, i.e. un modèle d'équilibre général où l'on traite de la même

façon les cinq régions économiques retenues aux fins de cet exercice (Atlantique, Québec, Ontario, Prairies et Colombie-Britannique).

2. Un modèle désagrégé au niveau régional et industriel.

3. Un modèle avec un horizon de moyen terme. Deux raisons militent en faveur d'un tel choix : d'une part, la contrainte imposée par la disponibilité des données et, d'autre part, le type même d'exercices auxquels nous nous intéressons soit l'exploration, *ex ante* tout comme *ex post*, des possibilités de développement économique distinctes par secteurs et par régions.

4. Un modèle dynamique où l'on exploite de façon rentable les interactions entre les variables nationales et régionales et ce, possiblement dans les deux sens.

2. Pourquoi régionaliser CANDIDE ?

Pourquoi CANDIDE a-t-il été retenu pour satisfaire ces exigences ? Quels autres choix s'offraient à nous ? Deux options s'ouvraient aux antipodes. Nous aurions pu, en effet, construire cinq modèles distincts, où chaque région est assimilée à un pays, et les réunir ensuite à l'aide de mécanismes de balance des paiements. En l'absence d'un éventail complet de données désagrégées par région, nous n'aurions pu satisfaire nos critères 1 et 4, sans compter la taille d'un modèle d'une telle envergure. A l'autre extrême, les modèles inter-régionaux intrant-extrant et les modèles multi-régionaux construits à partir du concept de gravité traitent spécifiquement des flux inter-régionaux, sans prétendre expliquer l'ensemble de l'activité économique dans les régions.

Pour respecter cet ensemble de contraintes, nous avons été amenés à considérer comme seule option valable la régionalisation de certains secteurs d'un modèle national. CANDIDE, modèle à moyen terme, annuel, désagrégé, interdépendant de l'économie canadienne et dynamique, s'offrait donc à nous. Parmi l'éventail des modèles disponibles, CANDIDE répondait davantage à nos besoins. Ainsi, la régionalisation apparaissait-elle comme une série de modifications apportées au niveau d'agrégation spatiale de certains secteurs. Cependant, tous les secteurs ne se prêtent pas également bien à un traitement au niveau régional. En effet, certaines variables de l'activité économique comme la monnaie, les taux d'intérêt, le taux de change et la balance des paiements, exigent un cadre d'analyse commun pour l'ensemble du pays. Toutefois, la démographie, l'offre de travail, les revenus et dépenses des gouvernements provinciaux (ces derniers ne sont pas régionalisés dans CANDIDE-R pour l'instant), présentent des caractéristiques beaucoup plus adéquatement traitées au niveau régional.

A la suite du professeur T. Matuszewski, on peut résumer ainsi l'argumentation :

« Il semble nettement préférable (concernant la régionalisation) d'envisager des décontractions partielles du système canadien, décontractions ayant pour but de mettre en évidence les liens qui existent entre une région particulière et le reste de l'économie. Les analyses se feraient alors en partie à l'échelle régionale et en partie à l'échelle canadienne sous le cadre géographique le plus approprié ; il n'est point nécessaire que le cadre d'analyse le plus approprié soit le même que celui pour lequel on veut avoir les résultats. »¹

3. Comment régionaliser CANDIDE

Après s'être entendu sur le principe de la régionalisation de CANDIDE, il faut expliciter les méthodologies possibles de régionalisation dans un tel contexte. Nous distinguons les quatre techniques suivantes.

3.1 Régionalisation complète

Il s'agit de remplacer une équation nationale par cinq équations correspondantes au niveau régional. On agrège ensuite ces résultats à l'aide d'une identité pour utiliser ces valeurs dans le modèle au niveau national. Il faut pousser la désagrégation régionale à un certain degré avant de disposer de suffisamment de variables explicatives régionalisées. La régionalisation complète comporte des liens rétroactifs bi-univoques, soit de région à nation et vice-versa. Dans la mesure où l'on explique une équation régionale par des variables d'autres régions, le modèle comporte également un lien de rétroaction inter-régional.

A titre d'exemple de régionalisation complète, on suppose une variable nationale X en fonction de variables explicatives nationales (N). La variable nationale est remplacée par cinq variables régionales, X_r , qui dépendent surtout de variables régionales (R) et à l'occasion de variables nationales.

$$X = f(N_1, N_2 \dots N_k)$$

est remplacée par

$$X_r = f_r(R_1, R_2 \dots R_k, N_1 \dots N_i)$$

et

$$X = \sum_r X_r, \quad r = 1, 2 \dots 5$$

3.2 Répartition fixe

Il s'agit de la décomposition de variables nationales à l'aide de coefficients fixes dont la somme est égale à 1. C'est évidemment l'approche

1. T. Matuszewski, *Rapport au Comité provisoire sur les modèles économétriques à moyen terme*, Laboratoire d'économétrie, Université Laval, 1970. (Inédit.)

la plus simple puisqu'elle ne comporte pas de mécanisme de rétroaction. Ces coefficients calculés sur la période échantillonnale sont maintenus constants sur la période de projection.

Pour illustrer la répartition fixe, on se servira de la nomenclature de l'exemple précédent. L'équation du niveau national demeure, bien qu'une désagrégation s'opère à l'aide de coefficients fixes λ :

$$X = f(N_1, N_2 \dots N_k)$$

et

$$X_r = \lambda_r \cdot X$$

où

$$\sum_r \lambda_r = 1$$

3.3 Répartition exogène variable

Il est possible d'améliorer la technique de répartition fixe en spécifiant comme variables exogènes les ratios de répartition régionale. Pour la période de projection, on extrapole ces ratios ou bien on en détermine les valeurs à priori comme pour les autres variables exogènes. La somme de ces ratios doit toujours évaluer 1. Cette forme de régionalisation n'implique pas de rétroaction avec le reste du modèle.

L'illustration de la répartition exogène variable ressemble en tout point à celle de la répartition fixe sauf que, pour la période de projection, la répartition peut varier avec le temps, selon les hypothèses de travail.

$$X = f(N_1, N_2 \dots N_k)$$

et

$$X_r = \lambda_r^t \cdot X$$

où

$$\sum_r \lambda_r^t = 1, \quad \text{pour tout } t$$

3.4 Répartition à rétroaction limitée

Essentiellement, la technique consiste à spécifier des équations de comportement pour les coefficients de répartition, de sorte que ces derniers soient intégrés à la structure du modèle. Ainsi, une équation fournit le niveau de la variable nationale et les valeurs régionales sont ensuite déterminées par une autre série d'équations. Même si les régions n'exercent pas d'influence au niveau national, des liens de rétroaction existent, toutefois, de la nation vers les régions.

L'équation du niveau national demeure, alors que les répartitions régionales deviennent stochastiques.

$$X = f(N_1, N_2 \dots N_k)$$

et

$$X_r = X f_r(R_1 \dots R_i, N_1 \dots N_j)$$

alors

$$X_r/X = f_r(R_1 \dots R_i, N_1 \dots N_j)$$

Un mécanisme d'ajustement doit assurer que :

$$\sum_r X_r = X, \quad r = 1, 2 \dots 5$$

3.5 La désagrégation régionale dans CANDIDE-R

On retrouve surtout l'approche de la régionalisation complète ou de la répartition à rétroaction limitée dans CANDIDE-R. Les investissements constituent la principale exception. Ils ont été désagrégés à l'aide du mécanisme de répartition exogène variable, pour des motifs explicites plus loin. Les mises en chantier, l'offre de main-d'œuvre, la demande de travail, la population et les migrations sont complètement régionalisées. La répartition à rétroaction limitée a servi pour la production industrielle et les salaires. Nous sommes maintenant prêts à nous engager dans une présentation détaillée de chaque bloc régional.

4. La structure de CANDIDE-R

Avant de s'engager dans la caractérisation des blocs régionaux figurant dans le diagramme de la structure sectorielle du modèle CANDIDE-R, il importe de souligner qu'il s'agit d'un modèle distinct de CANDIDE 1.1 et non pas d'un modèle périphérique ou satellite à ce dernier. La présence de mécanismes permettant la dissociation entre les deux niveaux géographiques pour fins de simulation n'était pas désirable dans la mesure où l'on se propose d'intégrer les composantes régionales à la structure même du modèle. Cela ne nous empêche pas d'emprunter des sections intégrales du modèle national. Il y a donc une filiation évidente entre CANDIDE-R et CANDIDE 1.1, un peu comme entre CANDIDE 1.1 et CANDIDE 1.0, même si les modifications sont de nature bien différente.

Dans notre panorama des secteurs de CANDIDE-R, nous tâcherons de nous limiter à expliciter les développements requis par la désagrégation spatiale afin d'éviter le double emploi avec l'article de fond sur

CANDIDE 1.1. Ainsi pour la demande finale, contentons-nous de mentionner son importance quantitative et qualitative au sein du modèle. Cette ventilation des catégories de la demande de biens et services nourrit directement le modèle intrant-extrant afin de déterminer la production par industrie. Régionaliser complètement la demande finale signifierait, à toute fin pratique, construire cinq modèles régionaux inspirés du cadre national, option écartée au départ en raison de la taille du modèle national et de l'absence de données au niveau régional. On ne régionaliserait pas la demande finale pour obtenir un estimé global aux fins du modèle intrant-extrant national, mais bien parce que nous disposerions de tableaux des relations inter-industrielles pour les régions.

On peut maintenant se poser deux types de questions. D'abord, quelles composantes de la demande est-il possible et/ou souhaitable de régionaliser ? Ensuite, quels sont les problèmes soulevés et les limites imposées à l'analyse lors des simulations par l'impossibilité de régionaliser complètement la demande ? Chargeons-nous d'abord de répondre à la première question. A date, les efforts de régionalisation ont porté sur deux éléments de la demande, soit la construction résidentielle et les investissements.

4.1 *La construction d'habitations*

La construction résidentielle demeure un secteur dont le cadre analytique se situe davantage au niveau régional. Les facteurs déterminant de la demande de logements relèvent essentiellement du niveau régional à l'exception des taux d'intérêt et de la disponibilité relative du crédit. Parmi ces éléments régionaux on retrouve la croissance et la composition de la population, les différences dans la distribution et les types de résidences. Aussi la détermination des mises en chantier a-t-elle fait l'objet d'une régionalisation complète dans CANDIDE-R.

On a adapté, comme cadre conceptuel, un modèle d'ajustement de stock semblable à celui de CANDIDE. A la base, on retrouve une équation de la forme suivante :

$$\begin{aligned} \text{Mises en chantier} = & \left(\frac{\text{coefficient}}{\text{d'ajustement}} \right) \times (\text{stock désiré} - \text{stock}_{-1}) \\ & + \text{taux de remplacement} \times (\text{stock})_{-1} \end{aligned}$$

Comme facteurs explicatifs du nombre de logements désiré, on retrouve le revenu réel disponible, les coûts réels par unité construite, les prêts approuvés par la SCHL et les fonds disponibles sur le marché hypothécaire. Si on exprime la relation sur la base du ménage afin

d'isoler les influences démographiques des autres facteurs, on obtient comme spécification aux fins de l'estimation :

$$\begin{aligned} \frac{HSS_r}{FAMHO_r} = & \lambda\beta_0 + \lambda\beta_1 \left[\frac{YD_r}{(FAMHO_r + NFHO_r) \times CPID} \right] \\ & + \lambda\beta_2 \left[\frac{SCOUT_r}{CPID} \right] \\ & + \lambda\beta_3 \left[\frac{CSA_r}{FAMHO_r} \right] + \lambda\beta_4 \left[\frac{1}{MT - BLT} \right] \\ & + \lambda\beta_5 [MT] + \lambda\beta_6 [DS70] \\ & + (\alpha - \lambda) \left[\frac{STHS_r}{FAMHO_r} \right]_{-1} + u_r \end{aligned}$$

- HSS_r* = Mises en chantier de maisons unifamiliales dans la région *r*.
HMS_r = Mises en chantier de maisons multiples dans la région *r*.
FAMHO_r = Nombre de ménages familiaux dans la région *r*.
NFHO_r = Nombre de ménages non familiaux dans la région *r*.
YD_r = Revenu disponible dans la région *r*.
CPID = Indice de prix implicite des dépenses de consommation.
SCOUT_r = Coûts de construction d'une maison unifamiliale dans la région *r*.
MCOUT_r = Coûts de construction d'une maison multiple dans la région *r*.
CSA_r = Prêts consentis par la SCHL pour des maisons unifamiliales dans la région *r*.
CMA_r = Prêts consentis par la SCHL pour des maisons multiples dans la région *r*.
MT = Moyenne des taux hypothécaires.
BLT = Rendement moyen des obligations à long terme des corporations et du gouvernement.
STHS_r = Stock de maisons unifamiliales dans la région *r*.
STHM_r = Stock de maisons multiples dans la région *r*.

A l'occasion, on a omis certaines de ces variables dans les régions où elles n'apparaissent pas significatives. On retrouve le même type de spécification pour les maisons multiples. Seulement, nous utilisons alors le nombre total de ménages comme variable démographique. Afin de tenir compte de l'accroissement de l'importance relative des maisons multiples en pourcentage du total des mises en chantier, nous avons également introduit comme variable explicative le ratio des mises en

chantier de maisons unifamiliales sur les multiples. On obtient alors comme spécification type au stade de l'estimation :

$$\begin{aligned} & \left[\frac{HMS_r}{(FAMHO_r + NFHO_r)} \right] \\ = & \lambda\beta_0 + \lambda\beta_1 \left[\frac{YD_r}{(NFHO_r + FAMHO_r) \times CPID} \right] + \lambda\beta_2 \left[\frac{MCOUT_r}{CPID} \right] \\ & + \lambda\beta_3 \left[\frac{CMA_r}{(FAMHO_r + NFHO_r)} \right] + \lambda\beta_4 [MT - BLT] + \lambda\beta_5 [MT] \\ & + \lambda\beta_6 \left[\frac{HSS_r}{HMS_r} \right]_{-1} + \lambda\beta_7 [D66] + (\alpha - \lambda) \left[\frac{STHM_r}{(NFHO_r + FAMHO_r)} \right]_{-1} + U_r \end{aligned}$$

Soulignons que les signes des coefficients estimés corroborent ce que nous anticipions a priori. On obtient un signe positif pour le revenu disponible, le nombre de prêts consentis par la SCHL et la disponibilité de fonds. Les coûts et le taux d'intérêt hypothécaire présentent des coefficients négatifs. Un coefficient négatif pour le ratio des maisons unifamiliales sur les habitations à logements multiples symbolise effectivement une tendance marquée vers une plus grande proportion de maisons à logements multiples en pourcentage du total des mises en chantier. Comme le coefficient de la variable de stock prend toujours une valeur négative, cela nous indique une prédominance du phénomène d'ajustement sur le phénomène de remplacement.

A l'aide de retards échelonnés appliqués sur ces mises en chantier, on calcule ensuite le nombre de logements complétés. On réintroduit la somme des mises en chantier d'habitations au niveau national comme base pour le calcul des dépenses d'investissement en construction résidentielle.

4.2 Les investissements

La seule autre composante de la demande finale régionalisée, soit les investissements, a pour fonction essentielle de fournir l'information requise par le bloc de la production industrielle. Le niveau national continue à déterminer le volume d'investissements ventilés par industrie. Une série de ratios de répartition exogènes se charge ensuite de distribuer ces investissements industriels entre les cinq régions. D'ailleurs, il aurait été impossible de régionaliser complètement les investissements faute d'arguments requis par les modèles d'inspiration néo-classique au niveau régional, soit, entre autres, des variables comme le stock de capital, les

mises au rancart et les prix des biens d'investissement. Ce bloc contient donc uniquement une série d'identités de la forme suivante :

$$TIMAO = STIMAO \times (MAICOK \times MAICOP + MAIMEK \times MAIMEP)$$

où :

TIMAO = Investissement total dans le secteur de la fabrication en Ontario.

STIMAO = Part de l'Ontario dans l'investissement total dans la fabrication.

MAICOK = Formation brute de capital fixe en construction dans l'industrie de la fabrication en dollars constants.

MAICOP = Indice de prix implicite des dépenses d'investissement en construction dans l'industrie de la fabrication.

MAIMEK = Formation brute de capital fixe en machinerie et équipement dans l'industrie de la fabrication en dollars constants.

MAIMEP = Indice de prix implicite des dépenses d'investissement en machinerie et équipement dans l'industrie de la fabrication.

Ce genre de ratios de répartition exogènes variables se distingue des ratios de répartition fixes. Il s'agit, en effet, de séries chronologiques qui peuvent prendre différentes valeurs tout au long de la période échantillonnale. Il faut donc fournir les valeurs de ces variables lors des exercices de simulation sur la période de projection. On doit, toutefois, s'assurer qu'on respecte la contrainte :

$$\sum_r STIMA_{rt} = 1 \text{ pour tout } t = 1, 2 \dots 5$$

(où *r* est l'indice des régions) et ce, pour chaque industrie. Ce traitement accordé aux investissements nous offre en fait un instrument de simulation très précieux dans l'évaluation de la régionalisation des politiques d'investissement de certains organismes.

4.3 La production industrielle

La complexité de la mécanique de conversion de la demande finale en production industrielle à l'aide du tableau intrant-extrant dans CANDIDE offre peu de latitude pour la régionalisation. Dès le départ, on écarte la possibilité d'une régionalisation complète. Il nous reste, à vrai dire, comme seule possibilité opérationnelle, à fournir une explication de la répartition de ces productions entre les régions.

Il serait utile de glisser un mot sur le problème des données à ce niveau. Parmi les contraintes à la régionalisation de la production industrielle, il faut souligner l'absence de données directement observables.

Aux fins du modèle, nous avons estimé des données pour la production industrielle à partir d'informations sur les composantes du produit intérieur brut en dollars courants². Comme on ne dispose pas non plus d'indices de prix implicites régionaux, les séries en dollars constants sont calculées à l'aide des indices canadiens. Nonobstant cette inadéquation conceptuelle de la mesure, il fallait veiller à ce que la spécification du ratio de répartition ne reproduise tout simplement le procédé d'estimation.

Nous supposons donc que les niveaux désirés de production relative, soit $(X_{ij}/X_i)^*$ dépendent du degré relatif d'utilisation de la capacité accumulée³

$$\frac{X_{ijt}^*}{X_{it}} = \alpha + \beta \frac{T_{ijt} \cdot C_{ijt}}{T_{it} \cdot C_{it}} + U_{ijt}$$

où :

X_{ij} = production de l'industrie i dans la région j

X_i = production canadienne de l'industrie i

T = taux d'utilisation de la capacité⁴

C = capacité accumulée

En faisant intervenir un processus d'ajustement partiel entre ce niveau de production relative désiré et le niveau réalisé l'année précédente, on obtient comme expression pour fins d'estimation :

$$\frac{X_{ijt}}{X_{it}} = \alpha\gamma + (1 - \gamma) \left[\frac{X_{ijt}}{X_{it}} \right]_{-1} + \beta\gamma \frac{T_{ijt} \cdot C_{ijt}}{T_{it} \cdot C_{it}} + \gamma U_{ijt}$$

Les variables qui apparaissent dans ce mécanisme de répartition ne jouent pas le rôle de facteurs de production proprement dits. Au fond, elles véhiculent les avantages relatifs des régions matérialisés dans les capacités accumulées et l'utilisation qui en est faite pour satisfaire la demande. Pour certaines industries, le rôle de la variable de l'utilisation de la capacité a été tenu par le pourcentage relatif de la main-d'œuvre au travail, soit $(1 - U_j) / (1 - U)$, où U = taux de chômage.

Par la relation établie entre l'investissement et la production, nous avons la possibilité d'évaluer l'impact des politiques de redistribution

2. Au lieu de mesurer la production par l'approche conceptuelle la plus souhaitable, soit la valeur ajoutée, on procède indirectement en retenant les composantes pertinentes du revenu, soit salaires, profits... Comme mesure de la production intérieure, cette approximation soulève un problème additionnel au niveau régional, soit le traitement des revenus de placement des non-résidents.

3. Ces taux sont calculés en divisant la production observée par la production potentielle estimée en intrapolant les sommets identifiés de production.

4. C'est ici que la régionalisation des investissements puise sa justification. Pour approximer la capacité accumulée on somme les investissements réalisés lors des quatre dernières années.

régionale des investissements. Le mécanisme de répartition de la production ne nous permet toutefois pas de véhiculer l'influence de cette dispersion régionale dans l'estimation de la production canadienne. Néanmoins, la rétroaction du niveau régional sur le niveau national va s'opérer via le lien fonctionnel direct unissant l'emploi et le niveau de production régional. L'estimé de l'emploi national résulte en fait de l'agrégation des équations d'emploi complètement régionalisées. Ce remplacement des équations nationales par des estimés régionaux nous permet en somme de fermer la boucle des rétroactions. Les effets nation à régions sont canalisés par le mécanisme de redistribution régionale des estimés nationaux de la production. On permet à une dimension régionale, soit l'investissement, d'affecter une autre dimension régionale, soit la production. Finalement, on peut remonter le courant à rebours, soit des régions à la nation par nos fonctions d'emploi.

4.4 L'emploi

Comme nous venons tout juste de le mentionner, nous avons relié directement la détermination de l'emploi au niveau de la production⁵. En plus des avantages déjà soulignés au plan des objectifs de la régionalisation, cette méthode très simple ne viole en rien l'hypothèse de coefficients fixes de production au cœur du modèle national puisque l'emploi est fonction de la production, cette dernière dépendant de l'utilisation des capacités de production existantes. Par la matérialisation des avantages relatifs des régions dans le mécanisme de répartition de la production et par le caractère récurrent des fonctions d'emploi, on crée donc une dépendance implicite entre l'emploi et le stock de capital comme intrants.

Nous avons donc formulé notre modèle de demande de travail à partir de la relation technique entre l'emploi et la production :

$$E_{ijt} = a_{ijt}(X_{ijt})$$

où :

E_{ijt} = emploi dans l'industrie i de la région j au temps t

X_{ijt} = production dans l'industrie i de la région j

a_{ijt} = coefficient technique

Il ne faut pas assimiler les a_{ijt} aux coefficients techniques *fixes* du tableau intrant-extrant. Il s'agit ici d'un coefficient variable dans le temps. Comme on ne peut observer annuellement les changements dans ces coefficients, on suppose aléatoire notre relation :

$$E_{ijt} = a_{ijt}(X_{ijt}) + u_{ijt}$$

5. La régionalisation complète de l'emploi signifie qu'on délaisse totalement les fonctions de production du type Cobb-Douglas qui nous fournissaient la main-d'œuvre requise pour satisfaire les niveaux de production déterminés par le tableau intrant-extrant.

Nous sommes conscients que la production n'arrivera pas, seule, à expliquer de façon satisfaisante ni les fluctuations à court terme ni la tendance à long terme. Pour mieux saisir ces dimensions, nous supposons que le coefficient a est le résultat d'une combinaison entre certaines variables, l'une servant à saisir la stabilité de la tendance et l'autre, les fluctuations dans la production.

$$a_{ijt} = \beta \left[\frac{E_{ijt}}{X_{ijt}} \right]_{-1} + \gamma [\Delta X_{ijt}] + e_{ijt}$$

où :

E_{ijt} / X_{ijt} = inverse de la productivité

ΔX_{ijt} = taux de changement de la production de l'industrie i dans la région j

Les améliorations temporaires de la capacité relative de certaines régions, suite à des développements techniques, vont se diffuser à moyen terme et s'ajouter ainsi au savoir technique accumulé. Par sa stabilité, l'inverse de la productivité pourrait transmettre à l'emploi cette influence à long terme des développements technologiques. Pour tenir compte de la résistance des employeurs à licencier ou à embaucher rapidement des travailleurs par suite d'un changement dans les conditions générales, nous incorporons le taux de changement dans la production qui permettra de saisir ces dimensions de courte période.

En exprimant a_{ijt} dans notre relation de départ en fonction de ses déterminants, nous obtenons :

$$E_{ijt} = \left[\beta \left[\frac{E_{ijt}}{X_{ijt}} \right]_{-1} + \gamma \Delta X_{ijt} + e_{ijt} \right] \times X_{ijt} + u_{ijt}$$

qui dans sa forme finale aux fins d'estimation ⁶ devient :

$$\frac{E_{ijt}}{X_{ijt}} = \beta \left[\frac{E_{ijt}}{X_{ijt}} \right]_{-1} + \gamma [\Delta X_{ijt}] + \frac{u_{ijt}}{X_{ijt}} + e_{ijt}$$

Par suite de l'in vraisemblance des résultats empiriques de l'estimation, on retrouve trois types d'équations ⁷ selon les industries :

$$\frac{E_{ijt}}{X_{ijt}} = \beta \left[\frac{E_{ijt}}{X_{ijt}} \right]_{-1} + \frac{u_{ijt}}{X_{ijt}} + e_{ijt}$$

6. On remarque l'absence d'un terme constant dans cette spécification. Cette situation découle en fait de la définition de notre facteur de proportionnalité variable. On pourrait donc facilement introduire une constante dans la relation fonctionnelle définissant a_{ijt} . Ce sont les résultats de l'estimation qui nous ont conduit à ne pas inclure de terme constant.

$$\frac{E_{ijt}}{X_{ijt}} = \beta \left[\frac{E_{ijt}}{X_{ijt}} \right]_{-1} + \gamma(\Delta X_{ijt}) \times \left[\frac{E_{ijt}}{X_{ijt}} \right]_{-1} + \frac{u_{ijt}}{X_{ijt}} + e_{ijt}$$

$$\frac{E_{ijt}}{X_{ijt}} = \beta \left[\frac{E_{ijt}}{X_{ijt}} \right]_{-1} + \gamma(D(\Delta X_{ijt})) \times \left[\frac{E_{ijt}}{X_{ijt}} \right]_{-1} + \frac{u_{ijt}}{X_{ijt}} + e_{ijt}$$

La mauvaise qualité de certaines séries temporelles d'emploi du *Labor Force Survey* où le pourcentage d'erreur atteint parfois 20 p.c., jointe à l'absence de données directement observables pour la production ne sont sûrement pas étrangères à cette situation.

4.5 L'offre de main-d'œuvre

CANDIDE-R comporte une régionalisation complète de tout le marché du travail et non pas seulement de l'emploi. Ainsi, pour déterminer la main-d'œuvre régionale, la méthodologie compte trois étapes. Les blocs démographiques nous fournissent d'abord un estimé de la population civile en âge de travailler, prenant en considération les flux migratoires interrégionaux et internationaux. Pour obtenir la main-d'œuvre disponible, on applique alors une série d'équations stochastiques pour les taux de participation aux groupes âge-sexe appropriés. On détermine finalement le nombre de chômeurs dans chaque région par l'écart entre la main-d'œuvre et l'emploi total.

On s'intéressera ici tout spécialement à la détermination des taux de participation. On traite de façon exogène les taux de participation de la main-d'œuvre primaire, à cause de leur stabilité exceptionnelle sur la période échantillonnale. Quant aux taux de participation de la main-d'œuvre secondaire, leurs spécifications s'inspirent de celles de CANDIDE 1.1. On retrouve comme facteur explicatif le revenu réel spécifié sous forme de réciproque afin de permettre de mesurer les effets non linéaires d'un revenu accru sur les taux de participation. Les conditions

7. Introduire ces modifications à l'intérieur du cadre analytique développé précédemment ne soulève pas de difficultés techniques car il s'agit tout simplement de redéfinir a_{ijt} comme

$$a_{ijt} = \beta \left[\frac{E_{ijt}}{X_{ijt}} \right]_{-1} + \gamma(\Delta X_{ijt}) \times \left[\frac{E_{ijt}}{X_{ijt}} \right]_{-1} + e_{ijt}$$

par exemple, dans le deuxième cas. En principe on aurait dû s'attendre à des problèmes lors des simulations. Le premier argument cherche avant tout à relier l'emploi à la production en évitant une forme linéaire pour mieux capter la tendance à long terme. Le coefficient de cette variable se trouvera donc dans le voisinage de l'unité. Si on obtient un coefficient estimé très fort pour le taux de changement dans la production, on risque de créer beaucoup d'instabilité dans l'estimation de l'emploi, suite aux variations cycliques ou à des chocs se répercutant sur la production. En multipliant ΔX_{ijt} par $(E_{ijt}/X_{ijt})_{-1}$ on se trouve à calibrer l'impact des fluctuations de courte période. D'ailleurs, ceci nous assure alors une forme de variable cohérente avec le caractère non linéaire de la relation.

d'emploi de courte période sont mesurées par les variations dans le taux de chômage ou par des variables d'activité. On inclut à l'occasion une tendance séculaire pour tenir compte de phénomènes tels que l'urbanisation croissante, le changement dans les attitudes, etc.

Malheureusement, la couverture par groupes d'âge et de sexe n'est pas harmonisée pour toutes les régions. Cette situation résulte des difficultés à obtenir des résultats satisfaisants pour des cohortes particulières dans certaines régions.

Un modèle de main-d'œuvre régional doit en principe incorporer trois mécanismes d'ajustement implicites dans les inter-relations entre l'offre et la demande de travail. Le taux de chômage constitue le premier mécanisme fonctionnant comme indicateur de l'offre de travail. Le niveau du chômage va ensuite probablement affecter le niveau des taux de participation, plus particulièrement au sein de la main-d'œuvre secondaire. Le troisième mécanisme, soit les migrations, demeure un facteur décisif de la taille et de la structure de la main-d'œuvre régionale. Puisque ces trois mécanismes contribuent simultanément à la détermination de la main-d'œuvre, leur importance relative variera en fonction des caractéristiques spécifiques à chaque marché. Il faut également compter avec les retards impliqués. On s'attend, par exemple, à ce que le taux de chômage amène une réaction plus rapide dans la main-d'œuvre que les taux de participation. L'impact des migrations sera probablement le plus lent à se manifester.

4.6 *Les salaires*

Puisque le bouclage des flux sur le marché du travail nous livre une mesure du chômage, enchaînons avec la présentation des salaires où le taux de chômage tient un rôle de facteur explicatif. Les salaires et gages ont été régionalisés suivant l'approche de la technique de rétroaction limitée. Les équations originales de CANDIDE servent à estimer, dans une première étape, les moyennes nationales des salaires. Dans une deuxième étape, les mécanismes régionaux déterminent les salaires par région. Dans une dernière étape, les salaires régionaux estimés sont ajustés afin que leur somme corresponde aux salaires nationaux obtenus dès le départ.

Le cadre conceptuel des mécanismes régionaux de détermination des salaires s'inspire d'un modèle dit à impulsions sélectionnées. Précisons tout de suite que ce genre de modèle fait appel à un choix de variables sélectionnées de sorte que l'on retrouve des facteurs susceptibles de déplacer la courbe d'offre, d'autres la courbe de demande et des éléments pour représenter le déséquilibre sur le marché en question. Ces trois types de facteurs explicatifs sont ensuite réunis dans une relation de forme multiplicative et non pas linéaire afin de quantifier l'effet net de ces forces.

Dans notre modèle des salaires, les trois déterminants sont : la productivité relative, le taux national des salaires en termes réels et le taux de chômage régional. Une amélioration de la productivité d'une région relativement à la moyenne nationale dans une industrie donnée, déplacera la courbe de la demande de travail. Si l'offre de travail ne se déplace pas pour autant, on devrait s'attendre à une hausse de salaires dans l'industrie en question. Les travailleurs d'une industrie pourront remettre en question leur participation au marché du travail par suite d'un rapprochement établi entre le taux de salaire consenti par cette industrie dans leur région et le taux national correspondant. Ainsi, les salaires réels symbolisent-ils les déplacements potentiels dans l'offre de travail. Pour leur part, les taux de chômage régionaux introduisent la notion de déséquilibre dans le marché du travail. On a, par la suite, incorporé le niveau de l'indice des prix à la consommation comme facteur additionnel afin d'assurer un canal de transmission de l'indexation des salaires au coût de la vie. Voici donc la spécification type des relations à la base de notre modèle des salaires pour les régions :

$$\frac{W_{ijt}}{E_{ijt}} = e^{\beta_0} \times U_{jt}^{\beta_1} \times \frac{X_{ijt}/E_{ijt}}{X_{it}/E_{it}}^{\beta_2} \times \frac{W_{it}/E_{it}}{CPI_t}^{\beta_3} \times CPI_t^{\beta_4} \times e^{u_{ijt}}$$

où :

- W_{ijt} = masse salariale dans l'industrie i de la région j
- E_{ijt} = emploi dans l'industrie i de la région j
- U_{jt} = taux de chômage de la région j
- X_{ijt} = production dans l'industrie i de la région j
- CPI_t = indice canadien des prix à la consommation
- u_{ijt} = terme d'erreur

Afin d'assurer la cohérence entre le total des salaires estimés par les équations nationales et le total des estimés fournis par les équations régionales, on procède à un ajustement des estimés régionaux. La mécanique de correction répartit l'écart entre les deux sources d'estimation de la masse salariale canadienne selon l'importance relative de chacune des composantes régionales :

$$W_{ijt}^* = \hat{W}_{ijt} + \frac{\hat{W}_{ijt}}{\sum_j \hat{W}_{ijt}} [\hat{W}_{it} - \sum_j \hat{W}_{ijt}]$$

où * = après correction.

En principe, nous aurions souhaité un dénouement différent pour cette troisième étape. Originellement, nous nous proposons de réagrégier les salaires régionaux estimés lors de la deuxième étape, et de substituer ces valeurs aux estimations obtenues lors de la première étape. Une

telle agrégation des salaires régionaux aurait véhiculé et inscrit l'influence de la dispersion partout dans le modèle où l'on utilise les salaires comme variable explicative. Cette caractéristique nous aurait permis d'étudier l'impact des disparités régionales des salaires sur la moyenne nationale et sur l'ensemble de l'économie. Nous n'avons pu retenir cette alternative dans la version en cours à cause de l'importance des erreurs. Une majeure partie de ces erreurs est importée directement des problèmes au niveau des équations nationales. Dans la mesure où l'on fonde des espoirs d'amélioration des équations nationales, un grand pas serait franchi en faveur de l'adoption de cette approche originale, car les résultats au niveau régional sont très encourageants.

4.7 *Le revenu personnel*

Les salaires constituent la principale composante du revenu personnel. Pour obtenir une estimation régionale du revenu personnel, il a donc fallu régionaliser ses autres composantes : le revenu net des exploitants au titre de la production agricole ; le revenu net des entreprises non incorporées autres qu'agricoles ; les intérêts, dividendes et autres revenus de placement qui ont été tous trois complètement régionalisés ; les allocations militaires ; les transferts des gouvernements aux personnes ; les taxes directes qui ont été régionalisées pour leur part à l'aide d'équations sous contrainte⁸ ; les transferts en provenance des non-résidents ; les subventions de capital et les dons de charité et mauvaises créances des corporations qui ont été régionalisés à l'aide de la technique de répartition fixe. Un mécanisme d'ajustement se charge d'assurer la cohérence entre la somme des revenus personnels régionaux et l'estimé issu du complexe national.

Le revenu personnel joue un rôle clé dans CANDIDE-R puisqu'il influence les équations régionales des taux de participation, des flux migratoires et de la construction résidentielle. Ces fonctions renforcent la nécessité d'obtenir des estimations de très bonne qualité pour les salaires.

4.8 *La démographie*

La détermination des grands agrégats démographiques a été complètement régionalisée de sorte que la population canadienne dans CANDIDE-R est calculée comme la sommation des populations régionales. On peut décomposer le processus en trois étapes. On obtient

8. Il s'agissait de répartir l'estimé national entre les régions à l'aide d'équations de la forme :

$$Y_r = \beta_0 + \beta_1 \times Y \quad r = 1, 2, \dots, 5$$

où l'on contraint l'estimation des coefficients afin de s'assurer que

$$\sum \beta_0 = 0 \text{ et que } \sum \beta_1 = 1$$

d'abord les flux migratoires nets par région à l'aide d'équations stochastiques estimées pour les flux bruts pertinents à chaque région. Ensuite, la population ventilée par groupes d'âge-sexe est calculée à l'aide d'un algorithme de projection démographique. Enfin, les agrégats requis par le modèle sont obtenus par sommation et réintroduits dans les autres secteurs.

Le modèle comporte une régionalisation complète des quatre flux migratoires bruts requis par le calcul des flux nets d'une région. Tout le réseau d'équations de flux interrégionaux se fonde sur le concept d'entrée, car les sorties de migrants d'une région donnée doivent contrebalancer la somme des entrées des migrants en provenance de cette région dans les autres régions. Les équations de migration ont été spécifiées de façon à tenir compte de la situation économique comparative de la région de départ aussi bien que dans la région de destination. Les formulations font intervenir le revenu ou une mesure des possibilités d'emploi à court terme comme variable explicative.

Dans CANDIDE-R, la population de chaque région est désagrégée en 28 cohortes, soit 14 groupes d'âge de cinq ans pour chaque sexe, où les derniers groupes comptent, en fait, toutes les personnes de plus de 65 ans. Trois facteurs déterminent la croissance de la population, soit les naissances, les décès et les flux migratoires nets. L'algorithme fonctionne comme un système standard de projections démographiques où chaque cohorte traverse une succession de périodes quinquennales de vieillissement. Les naissances sont calculées à partir de cinq taux de fertilité exogènes, soit un pour chaque région, appliqués à la population féminine de 15 à 49 ans, soit celle en âge de procréer. Les migrants nets sont distribués dans les groupes d'âge-sexe appropriés à l'aide d'un système de pondérations fixes établies à partir de la structure observée sur la période 1966-1969.

La partie démographique du modèle renferme également un mécanisme de formation des ménages destiné à servir dans les équations de mises en chantier d'habitations. Le mécanisme requiert en somme certaines composantes de base, comme les mariages, les divorces, les décès de personnes mariées et les migrations nettes de familles dans le cas des ménages familiaux.

5. *Utilisations du modèle dans son état actuel*

Nous disposons présentement d'une version opérationnelle de CANDIDE-R. Notre solution de contrôle sur la période échantillonnale couvre les années 1963 à 1971. C'est évidemment une bien courte période pour évaluer les propriétés du modèle. Nous savions cependant dès le départ que la structure du modèle national à la base est stable. Notre exercice de régionalisation ne nous apparaît pas stérile du point de vue des pro-

priétés du modèle. Voici, à titre d'indice, une comparaison des performances de CANDIDE 1.1 et de CANDIDE-R sur la période 1963-1971 pour les blocs complètement régionalisés, autres que démographiques (tableau 1).

Nous réussissons parfois à réduire le pourcentage d'erreur comme dans le cas des mises en chantier de maisons unifamiliales. Ces résultats

TABLEAU 1

| | CANDIDE 1.1 | | CANDIDE-R | |
|--|-------------|---------|-----------|-------|
| | REQM * | MEAP ** | REQM | MEAP |
| Bloc 3 : construction résidentielle | | | | |
| HSS | 27.31 | 28.12 | 9.63 | 9.99 |
| HMS | 31.07 | 27.79 | 23.07 | 18.93 |
| HS | 55.78 | 25.61 | 27.96 | 12.69 |
| Blocs 11-12 : marché du travail | | | | |
| LT | 61.69 | .56 | 43.82 | .53 |
| TEET | 130.32 | 1.59 | 127.83 | 1.47 |
| URATE | 1.35 | 24.37 | 1.36 | 24.16 |
| AGET (1) | 15.31 | 1.96 | 64.24 | 10.86 |
| FOET | 3.95 | 3.90 | 5.76 | 6.21 |
| FSET | 2.49 | 9.39 | 1.99 | 6.35 |
| MIET | 8.15 | 5.34 | 7.23 | 5.56 |
| MAET | 32.24 | 1.55 | 39.98 | 1.83 |
| COET | 27.35 | 4.95 | 21.69 | 3.59 |
| UTET (2) | 5.60 | 5.98 | 12.93 | 13.37 |
| TSET | 10.79 | 1.66 | 11.99 | 1.90 |
| TRET | 37.77 | 2.95 | 29.21 | 2.05 |
| FIET | 19.15 | 5.25 | 21.01 | 6.30 |
| CSET (3) | 69.40 | 3.61 | 22.99 | 1.23 |
| ADET | 8.12 | 1.14 | 16.55 | 2.75 |

* REQM = racine carrée de l'erreur quadratique moyenne

** MEAP = moyenne de l'erreur absolue en pourcentage

- (1) Les problèmes de l'emploi dans l'agriculture proviennent des Prairies où les erreurs sont très élevées et prennent un poids accru, vu l'importance relative de cette région.
- (2) A priori on s'attendait à plus d'erreur dans CANDIDE-R pour ce secteur car les valeurs sont obtenues résiduellement pour réconcilier les 11 secteurs de CANDIDE-R aux 12 secteurs de CANDIDE 1.1, l'estimation portant conjointement sur transport, entreposage et communications avec services d'utilités publiques.
- (3) Voici un secteur intéressant car il a été possible, en régionalisant, d'obtenir un pourcentage d'erreur réduit du tiers et ce, dans un secteur d'emploi aussi important et souvent difficile à expliquer.

nous incitent à croire qu'il y a vraiment des gains à réaliser en situant l'explication d'un phénomène dans le cadre approprié.

Dans sa forme actuelle, nous pouvons procéder à des exercices de simulations conditionnelles sur la période échantillonnale ou sur la période de projection. Nous disposons, en effet, d'une solution de référence⁹ pour les années 1971-1985. Ceci nous permet de simuler toute une gamme de politiques ou de projets. Ultimement, nous nous intéressons à l'écart entre la solution de référence et une simulation particulière. Nous nous permettons d'insister sur ce point, à savoir la comparaison entre deux solutions, car avec un modèle d'une telle envergure et un horizon de moyen terme il nous semble « aberrant », même si le qualificatif peut paraître fort, de se fier au niveau des variables. D'ailleurs, il serait même souhaitable d'éviter le plus possible de s'attacher à l'écart année après année entre deux solutions. Dans la majorité des cas, on devrait se concentrer surtout sur un parallèle entre les taux de croissance ou encore entre les valeurs moyennes¹⁰. Parfois, on se préoccupera de la somme des écarts entre les solutions pour la diviser par la taille du choc, soit une injection ou un retrait de dépenses gouvernementales par exemple ou encore de monnaie, afin d'obtenir un estimé du multiplicateur associé à certaines variables.

Signalons un type d'exercice tout particulièrement intéressant pour le Ministère et du point de vue de l'utilisation de modèles, soit les politiques d'investissement régionales. Dans la présentation du bloc des investissements, nous avons mentionné la flexibilité de l'approche des ratios de répartition exogènes variables pour l'évaluation de la régionalisation des politiques d'investissement. Dans un premier temps, le modèle nous fournit un estimé des effets directs et indirects d'un projet particulier d'investissement. Nous savons pertinemment ou, plutôt, nous voulons que cet investissement soit concentré essentiellement dans une région. Dès lors nous pouvons utiliser le modèle intrant-extrant régional

9. Ici il importe peut-être de clarifier la portée réelle d'une telle solution. Il ne s'agit ni d'une projection au sens conjoncturel du terme, ni d'une simple production mécanographique de chiffres à l'aide du modèle. Nous voulions une solution la plus fidèle possible à la structure implicite du modèle, mais qui tienne compte néanmoins de certaines informations sur le futur immédiat, soit de 1971 à 1975 pour le modèle et qui ne s'éloigne pas trop non plus de notre connaissance ou perception à priori de l'évolution. Cette solution se veut « raisonnable » avant tout. Elle n'incorpore d'ajustement pour aucun grand projet d'avenir comme le développement des sables bitumineux de l'Athabasca. Il nous faut une solution neutre nous permettant justement de quantifier l'impact de telles politiques.

10. Quand on simule un choc ou une politique avec un modèle dynamique de moyen terme où les ajustements s'échelonnent parfois sur plusieurs années, il faut s'attendre à quelques singularités dans le pattern temporel des résultats. Les valeurs moyennes ou les changements procentuels et autres formes de présentation réduisent le risque de telles bizarreries.

du Ministère¹¹ pour estimer la part relative de l'investissement dirigée vers chacune des régions, compte tenu des fuites et des liens entre fournisseurs et clients. Nous retournons alors à CANDIDE-R où la simulation de départ est reprise, mais en modifiant cette fois les ratios de répartition exogènes variables de l'investissement pour ce changement¹². Il faut attendre cette dernière étape pour analyser les effets régionaux d'un projet ou d'une politique d'investissement. Notons que l'impact sur l'activité économique générale de cette dernière simulation peut différer de l'impact observé au départ. Dans la mesure où notre modèle compte d'importants liens de rétroaction de région à nation, un important projet concentré essentiellement dans une région risque, en modifiant les disparités régionales relatives, de modifier du même coup l'image d'ensemble de l'économie.

6. *Améliorations possibles et développements futurs*

En faisant nos premières armes avec le modèle, nous avons découvert la voie de certains développements ou améliorations futurs.

Au chapitre des améliorations, il y a d'abord la nécessité de polir certains aspects mineurs dans quelques blocs. Cependant, une bonne partie de ces changements demeurent conditionnels à l'obtention de meilleurs estimés nationaux. Les salaires sont l'exemple type sous cette rubrique. Les équations semblent acceptables statistiquement et la simulation dynamique de ce bloc ne permet pas de déceler d'accumulation d'erreurs importantes. Plusieurs indices nous incitent à maintenir les équations sous leur forme actuelle. Si on met en circulation une version de CANDIDE 1.2 avec des propriétés analogues à 1.1 et un meilleur bloc des salaires, nous opterions probablement pour une réestimation des blocs régionaux jusqu'à 1973, en tâchant de conserver le même type de spécification pour les salaires. Un tel pas nécessite mûre réflexion et du temps, car il faudra attendre de bien connaître les caractéristiques de cette nouvelle version. Il faut absolument une amélioration dans les secteurs des salaires et des taux d'intérêt pour nos besoins. A priori, l'addition de deux années en accroissant le nombre de degrés de liberté peut améliorer les équations. Cependant, l'analyse économique des années 1972 et 1973 soulève tellement de difficultés que les anciennes

11. Ce modèle a été développé au ministère de l'Expansion économique régionale par Richard Zuker. On trouve 2 documents au Ministère qui présentent la méthodologie utilisée et les résultats et certaines améliorations sous les titres : R. Zuker, M. Wilson : *An Analysis of Interprovincial Income and Employment Leakages Using an Interprovincial Input-Output Model*, juillet 1974 ; R. Zuker, S. Simard, *Construction and Impact Results of a Revised Interprovincial Input-Output Table*, novembre 1974.

12. Il importe, en effet, de souligner qu'il ne s'agit pas de modifier les ratios de répartition exogènes variables s'appliquant à la totalité des investissements mais bien uniquement à cet investissement additionnel. Ceci explique pourquoi l'opération s'effectue en deux temps et non pas lors d'une seule simulation.

spécifications risquent peu de fournir une excellente explication. L'intégration des blocs régionaux exigera donc possiblement de respecifier certains secteurs.

Plus fondamentalement, il faudra reconsidérer le traitement accordé à la production. L'explication de la part relative désirée d'une région en fonction du taux d'utilisation de la capacité en place n'offre pas suffisamment de stabilité lors des simulations. Cette trop grande sensibilité se manifeste avec plus d'acuité encore dans les cas où l'on approxime le taux d'utilisation de la capacité à l'aide du taux de chômage. Il vaudrait peut-être mieux lier directement la production aux données de stock du capital qu'on mettra à notre disposition très prochainement. Nos résultats nous indiquent probablement la nécessité d'améliorer la qualité de nos données. Nous envisageons même comme possibilité de désagréger davantage le secteur manufacturier, au niveau des 20 groupes majeurs, soit à l'intérieur du modèle ou en périphérie.

Un autre problème se pose dans le cas de la production. Présentement, aucun mécanisme n'assure l'égalité entre la somme des productions régionales ($\sum_r TEY_r$) et la production nationale (TEY). En simulant avec le modèle, on risque de se retrouver avec un écart de plus en plus grand entre $\sum_r TEY_r$ et TEY . De fait, cette situation s'est concrétisée à l'occasion. Cela soulève un certain nombre d'interrogations conceptuelles. Comme la production régionale sert à expliquer le volume d'emploi, si des divergences importantes existaient entre $\sum_r TEY_r$ et TEY , la somme des emplois régionaux ne correspondrait pas exactement à l'emploi requis pour satisfaire la production ultime, soit TEY .

Le fait de ne pas contraindre la somme des productions régionales à égaler la production nationale a une autre implication au niveau de la cohérence à l'intérieur du modèle. Au niveau national, on s'assure de la cohérence entre les revenus, les dépenses et la production. Au niveau régional, le problème ne se pose pas pour les dépenses. Du côté des revenus, notre revenu personnel est contraint de satisfaire l'égalité entre la somme des régions et l'estimé national. L'absence d'une contrainte analogue pour notre estimé de la production ne le rend donc pas forcément compatible avec l'estimé du revenu.

Cette question relative à l'incorporation d'un mécanisme d'ajustement revêt une importance capitale en termes des gains et des coûts de la régionalisation d'un modèle national. Prenons la composante la plus importante des revenus, soit les salaires et gages, à titre d'exemple. En décidant de régionaliser cet élément, un premier choix se pose quant à la technique selon la direction des liens de rétroaction qu'on souhaite établir. Supposons qu'on retienne comme option la répartition à rétroaction limitée où, dans un premier temps, le national influence le régional.

Il nous faut donc obtenir un estimé national. A ce moment, il faudra également prévoir un mécanisme d'ajustement pour assurer la cohérence entre la somme des régions et le national. Supposons qu'on veuille établir une rétroaction des régions à la nation, en agrégeant les estimés régionaux, sans ajustement cette fois, et en utilisant ces valeurs partout où les salaires apparaissent comme variables explicatives dans le modèle. Supposons qu'on veuille parallèlement régionaliser complètement toutes les autres composantes des revenus. En admettant que cet exercice ne requiert d'ajustement entre un estimé national et la somme des régions pour aucune composante, il faudrait néanmoins prévoir une façon d'assurer la cohérence entre la somme des revenus et des dépenses dans le modèle.

Nonobstant cet ensemble de contraintes, la présence d'un mécanisme d'ajustement entre l'estimé d'un agrégat et la somme des composantes désagrégées réduit la flexibilité dans les simulations lorsque cet agrégat est utilisé comme variable explicative dans les équations désagrégées.

Ce problème ne caractérise pas uniquement la régionalisation. On le retrouve dans son intégralité pour l'explication de la consommation¹³. Comment ce mécanisme très sophistiqué entrave-t-il, dans une certaine mesure, les possibilités de simuler « avec précision » certains scénarios ? Si l'on souhaite modifier la consommation d'un item particulier comme l'achat d'automobiles par exemple, on doit ajuster l'équation pertinente, mais aussi la consommation totale sans quoi l'écart entre les sources d'estimation sera distribué au prorata. Le problème consiste donc à déterminer de combien on ajuste la consommation totale. En effet, si on lui applique le même ajustement, vraisemblablement ce sera trop car la consommation totale apparaît comme variable explicative dans toutes les équations, à titre d'approximation du revenu permanent. Aucune règle absolue ne nous permet de déterminer avec exactitude de combien doit être cet ajustement. Cette marge d'arbitraire soulève des difficultés d'interprétation de l'impact de ce changement sur l'économie en général et sur la consommation en particulier.

La présentation de cet exemple type illustre le paradoxe auquel se heurte le constructeur du modèle régional. En choisissant d'assurer la cohérence interne du modèle par l'incorporation de mécanismes d'ajustement, là où ils s'avèrent nécessaires, il réduit du même coup la flexibilité d'utilisation du modèle pour fins de simulation. Cela ne représente-t-il pas, au fond, la raison d'être du modèle ?

13. On se souviendra que CANDIDE compte un premier estimé de la consommation totale obtenu résiduellement en soustrayant l'épargne discrétionnaire et certains items imputés du revenu disponible ; un autre bloc fournit un second estimé par sommation des composantes désagrégées estimées. Comme on ne veut pas sacrifier l'information propre à chacune de ces sources, on retient un estimé final formé à l'aide d'un certain pourcentage de chacune de ces sources.

Les développements futurs de nouveaux blocs régionaux seront fortement conditionnés par la mise à notre disposition de nouvelles données. Pour l'instant, nous planifions de désagréger les revenus et dépenses des gouvernements des deux paliers par région. Cette avenue nous ouvrira un nouveau champ d'utilisation du modèle. Présentement limité surtout à l'analyse de l'incidence régionale des politiques nationales, notre éventail couvrirait alors l'impact des politiques fiscales régionales. Nous sommes toutefois conscients que nous n'obtiendrons pas vraiment les multiplicateurs propres à chaque région. Supposons en effet, pour illustrer, que le Québec se lance dans un programme d'investissement pour mettre sur pied des garderies à travers la province. Le modèle, en convertissant la demande finale pour fins de production, répartirait cette demande d'investissement au prorata des régions. Il est toutefois possible d'intervenir à ce niveau pour nous assurer que cette production requise sera canalisée au Québec. Les effets de rétroaction de la production sur la consommation ne peuvent toutefois pas tenir compte de cette concentration des effets dans une province. Aussi, les effets secondaires d'un tel programme se redistribueraient-ils entre l'ensemble des régions.

Certains s'interrogent et nous questionnent sur l'intégration éventuelle de tableaux intrants-extrants régionaux et sur la désagrégation de la consommation, car des données commencent maintenant à circuler. Il n'est nullement question de poursuivre la régionalisation dans cette voie. En intégrant un input-output régional à CANDIDE, il faut pour maintenir l'essence du modèle régionaliser toute la demande finale et tous les revenus. On se retrouve donc avec 5 modèles CANDIDE régionaux à relier. Il est facile d'imaginer les dimensions d'une telle entreprise. Dès lors on ne parle plus du même outil. Il n'est pas du tout assuré que, pour étudier les politiques régionales, il soit souhaitable de calquer l'organigramme structurel et les fondements théoriques de CANDIDE. Si, dans le futur, on sent le besoin de construire un ou des modèles régionaux conçus pour l'étude des politiques régionales, il faudra s'installer derrière la planche à dessin pour tracer les grands traits caractéristiques de ce nouvel outil répondant à de nouveaux besoins.

Alban D'AMOURS,
Université de Sherbrooke,
Francine CHABOT-PLANTE

et

Germain SIMARD,
*ministère de l'Expansion économique
régionale.*